

Working Paper Series

**POURQUOI LES ENFANTS QUITTENT-ILS
L'ECOLE ?
UN MODELE HIERARCHIQUE MULTINOMIAL
DES ABANDONS DANS L'EDUCATION
PRIMAIRE AU SENEGAL**

par

**Abdoulaye DIAGNE
Ismaël KAFANDO
Moussa H. OUNTENI**

Les Cahiers du SISERA – 2006 / 8

**ARCHIV
122430**

**CENTRE DE RECHERCHES ECONOMIQUES
APPLIQUEES
(CREA)**

**POURQUOI LES ENFANTS QUITTENT-ILS L'ECOLE ?
UN MODELE HIERARCHIQUE MULTINOMIAL DES ABANDONS
DANS L'EDUCATION PRIMAIRE AU SENEGAL**

par

Abdoulaye DIAGNE¹
Ismaël KAFANDO
Moussa H. OUNTENI

Cette recherche a été réalisé grâce à l'appui de l'United States Agency for International Development (USAID) et le Centre de Recherches pour le Développement International (CRDI), Ottawa, Canada

Janvier 2006

¹ Auteur contact : cres_ucad@yahoo.fr

AVANT-PROPOS

Le Secrétariat d'Appui Institutionnel à la Recherche Économique en Afrique (SISERA) a pour mission de faciliter l'émergence de centres d'excellence en recherche économique en Afrique subsaharienne et de les aider à jouer un rôle effectif dans le processus d'élaboration des politiques économiques. Un des objectifs du Secrétariat est d'aider les centres à disséminer les résultats de leurs travaux de recherche.

Les Cahiers du SISERA ont donc été créés pour permettre une meilleure diffusion des travaux de recherche des Institutions partenaires du Secrétariat. La présente édition des Cahiers du SISERA est consacrée à diffusion des résultats des études conduites par six Institutions partenaires du SISERA dans le cadre du programme de formation et de recherche en économie dénommé « Stratégies et analyses pour le développement et l'accès à la croissance (SAGA) » mis en place par l'USAID et administré par SISERA. L'objet de ce programme est d'accroître les capacités africaines à produire une recherche de haut niveau qui réponde aux préoccupations politiques, sur des aspects essentiels touchant le développement économique et l'accès à la croissance en Afrique subsaharienne.

Dans le cadre de ce programme, le SISERA a organisé une mise en compétition de projets de recherche, destinée à financer des propositions soumises par des centres africains de recherches économiques. Six propositions ont été financées et les études ont été conduites sur une période d'environ deux ans, de novembre 2003 en mars 2006. Les six Institutions partenaires dont les propositions ont été retenues sont, "African Institute of Applied Economics (AIAE)" du Nigeria, le Centre d'Études et de Recherche en Économie et en Gestion (CEREG) de l'université Yaoundé II au Cameroun, le Centre de Recherches Économiques Appliquées (CREA) de l'université Cheikh Anta Diop du Sénégal, le Centre Ivoirien de Recherche Économique et Social (CIRES) de l'université de Cocody en Côte d'Ivoire, "Development Policy Research Unit (DPRU) de l'université du Cap en Afrique du Sud, et le "Namibian Economic Policy Research Unit (NEPRU), Windhoek, Namibie. Les études ont été réalisées pendant la période novembre 2003 en mars 2006.

FORWORD

The mission of the Secretariat for Institutional Support for Economic Research in Africa (SISERA) is to facilitate the emergence of centers of excellence in economic research in sub-Saharan Africa, and to help them play an effective role in the economic policymaking process. One of the objectives of the Secretariat is to help the centers disseminate the findings of their research works.

The SISERA Working Papers Series was designed to provide an outlet for the research output of the Secretariat's Partner Institutions. This edition of the Working Papers is devoted to the dissemination of the results of studies conducted within the framework of the training and research program "Strategies and Analyses for Growth and Access (SAGA)" set up and funded by USAID and administered by SISERA. The overall goal of SAGA is to increase African capacity to produce high quality, policy-oriented research on key issues affecting economic growth and access in sub-Saharan Africa.

In relation with this program, SISERA has organized a research competition program to support research projects carried out by African economic research institutes. Six propositions were selected for funding and the related studies were implemented over about two years from November 2003 to March 2006. The six successful research proposals were submitted by the African Institute of Applied Economics (AIAE) in Nigeria, "Centre d'Études et de Recherche en Économie et en Gestion (CEREG)", University of Yaoundé II, Cameroon, "Centre de Recherches Économiques Appliquées (CREA), Université Cheikh Anta Diop, Senegal, "Centre Ivoirien de Recherche Économique et Social (CIRES)", University of Cocody, Côte d'Ivoire, Development Policy Research Unit (DPRU), University of Cape Town, South Africa, and the Namibian Economic Policy Research Unit (NEPRU), Windhoek, Namibia.

1. Introduction

Le système éducatif du Sénégal a réalisé d'importants progrès en matière d'accès à l'éducation primaire. Son taux brut de scolarisation primaire est passé de 68,3 % en 2000, à 83 % en 2005. Cependant, il est encore marqué par une faible capacité à faire progresser une proportion importante d'élèves, du début à la fin d'un cycle, en raison des abandons et redoublements qui sont encore élevés. On peut mettre en perspective l'efficacité interne du système éducatif sénégalais en la comparant à celle des pays africains. Pour l'ensemble des pays d'Afrique anglophone et francophone, l'indice d'efficacité associé aux abandons était en moyenne de 80 %, et de 93 % pour celui relatif aux redoublements seulement (Mingat, Suchaut, 2000). Au Sénégal, lorsque l'on suit la même cohorte d'élèves dans le cycle primaire, le taux d'efficacité se situe à une moyenne de 58 % en 2003 (ME, 2004). En outre, les abandons contribuent plus à l'inefficacité que les redoublements. Ainsi, leurs contributions respectives à l'indice d'efficacité sont estimés à 66 % et 34 % (ME, 2004). Par ailleurs, un enfant risque de retomber dans l'analphabétisme s'il ne totalise pas au moins cinq années d'études primaires. Une forte amélioration de l'efficacité interne, à travers la réduction sensible des abandons et des redoublements, accroîtrait la capacité du système sénégalais à progresser rapidement vers les objectifs de développement du millénaire dans le domaine de l'éducation. Ce qui a sans doute incité le Gouvernement du Sénégal, dans le cadre de la deuxième phase de son Programme décennal de l'éducation et de la formation (PDEF), à supprimer le redoublement au cours de la première année de chaque étape dans le cycle primaire et à plafonner à 5 %, le taux maximum de redoublement en fin d'étape (2^{ème}, 4^{ème} et 6^{ème} années). Ces mesures vont contribuer à une baisse drastique des taux de redoublement dans l'éducation primaire. Les abandons constituent en conséquence le domaine où beaucoup reste à faire. Cependant, contrairement aux redoublements, des décisions de type administratif ne parviendront pas toutes seules à résoudre le problème du maintien des enfants à l'école, ce qui relève avant tout de la demande d'éducation. Pour agir efficacement contre les abandons, il faut au préalable savoir pourquoi certains élèves quittent l'école plutôt que prévu. Toute politique définie dans ce domaine qui ne tiendrait pas compte des facteurs sous-jacents au phénomène serait d'une faible efficacité. L'objet de cette étude est ainsi d'appréhender les facteurs qui influencent les abandons dans l'éducation primaire au Sénégal.

Trois particularités caractérisent ce travail. D'abord, il exploite les informations fournies par deux bases de données qui ont été fusionnées afin de disposer d'une large gamme de variables susceptibles d'agir la décision d'abandonner les études dans le cycle primaire avant terme. Ensuite, il tient compte de la structure emboîtée des données, à savoir les élèves dans leurs communautés. Dans l'analyse de telles données, il est particulièrement important de considérer la variabilité associée à chaque niveau d'enclassement. Il y a, en effet, une variabilité à la fois entre les élèves et entre les communautés. On peut donc tirer des conclusions erronées si chacune de ces sources de variabilité est ignorée. Par ailleurs, la décision d'abandonner les études ou de les poursuivre est représentée habituellement par une variable dichotomique. Le recours à des modèles hiérarchiques généralisés permet de tenir compte à la fois des deux sources de variabilité et du caractère discret de la variable dépendante. Enfin, les facteurs susceptibles d'influencer la décision d'abandonner peuvent agir avec une intensité plus forte au cours de la première étape des études primaires (les deux premières années), qu'au cours de la troisième étape (les deux dernières années). Nous introduisons une telle distinction en estimant des modèles hiérarchiques multinomiaux afin d'identifier les facteurs d'abandons précoces.

Les autres développements sont organisés comme suit. La section 2 passe en revue certains travaux sur les abandons dans l'éducation primaire, notamment dans les pays en développement. La section 3 décrit les données ainsi que les traits majeurs des abandons dans l'enseignement primaire au Sénégal. La section 4 expose les modèles qui seront utilisés dans l'analyse empirique. La section 5 présente les résultats des estimations effectuées et la section 6 tire des conclusions de ces résultats.

2. Les facteurs de risque des abandons scolaires : un survol de la littérature

Beaucoup de travaux ont porté sur les déterminants de l'échec scolaire dans les pays en développement, l'accent étant mis sur les abandons. Les facteurs explicatifs de l'abandon scolaire des filles ont particulièrement retenu l'attention, sans doute parce que beaucoup de travaux ont montré que l'éducation primaire des filles a d'importants bénéfices sociaux, par exemple, en termes de réduction de la mortalité infantile, de la fertilité des femmes, et de la santé-nutrition des enfants (M. Ainsworth, K. Beegle, A. Nyamete, 1995 ; K. Subbarao, L. Raney, 1993).

Dans les pays développés, beaucoup d'études ont montré que les garçons semblent présenter plus de risque de décrocher que les filles, bien que des travaux récents tendent à prouver que le sexe de l'enfant perd sa valeur prédictive une fois que les variables de risque scolaires (échec, motivation, retard) et familiaux sont connues (Janosz *et al.*, 1997 ; Rumberger, 1995). Les études sur les Etats-Unis révèlent généralement un plus fort taux de décrochage chez les élèves qui proviennent des communautés noires et hispanophones (Chavez *et al.*, 1989 ; Ensminger et Slusarcick, 1992 ; Rumberger, 1983, 1987). Certains auteurs constatent cependant que ces différences ethniques disparaissent une fois que l'on considère les caractéristiques familiales et socioéconomiques (Carins *et al.*, 1989 ; Howell et Frese, 1982 ; Rumberger, 1983 ; Entwisle, 1990). Parmi les facteurs de risque les plus importants, on note : des habiletés intellectuelles et verbales faibles, l'échec et le retard scolaires, une motivation et un sentiment de compétence affaiblies, des aspirations scolaires moins élevées, des problèmes d'agressivité et d'indiscipline, l'absentéisme, ainsi qu'un faible investissement dans les activités scolaires et parascolaires (Bachman *et al.*, 1971 ; Cairns *et al.*, 1989 ; Slusarcick, 1992 ; Howell et Frese, 1982 ; Janosz *et al.*, 1997). Les travaux du PASEC, sur les pratiques et conséquences du redoublement au Sénégal, ont montré que le redoublement, quand il se répète, engendre davantage d'abandons à l'école primaire (PASEC, 2004). Ces résultats établissent également que plus un élève est âgé, relativement à l'âge moyen de la classe, plus sa probabilité d'abandonner augmente.

L'influence des caractéristiques familiales est également d'une grande importance. Les résultats de recherches indiquent que les enfants qui proviennent de familles désunies ou reconstituées, à faible revenu ou en dépendance économique, où il y a plusieurs enfants, et dont les parents sont peu scolarisés sont plus prédisposés à abandonner l'école (Bachman *et al.*, 1971 ; Carins *et al.*, 1989 ; Ekstrom *et al.*, 1986 ; Elliott et Voss, 1974 ; Howell et Frese, 1982 ; Janosz *et al.*, 1997). Les études longitudinales sur le fonctionnement familial démontrent que les enfants courent plus de risque de décrocher si les parents valorisent peu l'école et s'impliquent peu dans l'encadrement scolaire de leur enfant, si le style parental est permissif et le système d'encadrement est déficient (manque de supervision, de soutien et d'encouragement), si les parents réagissent mal ou pas du tout aux échecs scolaires de leur enfant (Astone et McInahan, 1991 ; Ekstrom *et al.*, 1986 ; Horwich, 1980 ; Le Blanc *et al.*, 1993 ; Rumberger, Ghatak, Poulos et Dornbousch, 1990).

Au-delà des caractéristiques des élèves, les disparités observées dans les taux d'abandons entre les écoles (Hrimech et *al.*, 1993 ; Rutter et *al.*, 1979), ainsi que les résultats concernant l'influence de l'environnement scolaire sur la réussite scolaire (Janosz, Georges, Parent, 1998 ; Purkey et Smith, 1983) permettent d'affirmer que l'école, comme milieu de vie, est un des déterminants de la persévérance scolaire. Sur le plan organisationnel, les écoles plus petites tendent à favoriser la participation des élèves dans les activités parascolaires et à permettre un encadrement plus flexible et plus étroit de la part des adultes (Bryk et Thun, 1989 ; Entwisle, 1990 ; McNeal, 1997, Rumberger, 1995 ; Wehlage et Rutter 1986). Au plan de l'impact de l'environnement scolaire sur le comportement individuel à l'école, les résultats de Rumberger (1995) militent en faveur d'effets modérateurs plus importants, confirmant ainsi les hypothèses de Moos (1979) sur l'influence de l'environnement scolaire. D'autres études relatives à l'Afrique, sur la rétention et les abandons, ont mis en relation les élèves aux caractéristiques d'écoles spécifiques qu'ils fréquentent afin d'identifier les déterminants les plus importants de la rétention et des abandons. Ces travaux ont mis en évidence que les différents aspects de la qualité de l'école importent selon le contexte (Lloyd, El Tawila, Clark, et Mensch 2001 pour l'Egypte ; Glewwe et Jacoby, 1994, pour le Ghana ; Lloyd, Mensch et Clark, 2000, pour le Kenya). Les travaux sur l'Egypte et le Kenya, qui ont étudié séparément la qualité de l'école pour les garçons et les filles, ont montré que les effets varient avec le genre. En d'autres termes, la qualité de l'environnement scolaire aurait un rôle déterminant dans la réussite scolaire pour les élèves à risque qui proviennent de milieux peu stimulants ou dont l'investissement eu égard à la scolarisation est faible.

Par ailleurs, certains travaux ont cherché à tenir compte de la qualité de l'éducation dans la communauté où vit l'enfant, et pas seulement dans l'école qu'il fréquente. La démarche habituelle pour introduire cette dimension de la qualité dans la décision d'abandonner consiste à intégrer un indicateur (le ratio nombre d'élèves par enseignant par exemple) déterminé à l'échelle d'une communauté ou d'un district dans l'analyse par la régression. C'est ainsi que Lloyd et Gage-Brandon (1994) ont procédé pour le Ghana, Handa et Simler (2000) pour le Mozambique. Alderman, Orazem, et Paterno (2001) ont, quant à eux, cherché à améliorer l'approche pour capturer la qualité de l'école en construisant des moyennes pondérées de divers indicateurs de la qualité de l'école par communauté, la proportion d'élèves fréquentant chaque école de la communauté étant l'unité de mesure.

En comparant la puissance des différents facteurs de risque, plusieurs chercheurs ont montré que ce sont les variables familiales et scolaires qui sont les meilleurs indicateurs (Bachman et *al.*, DATE ; Cairns et *al.*, 1989 ; Ekstrom et *al.*, 1986 ; Ensminger et Slusarick, 1992 ; Fargan et Pabon, 1990 ; Janosz et *al.*, 1997). Ainsi, durant l'enfance ou l'adolescence, l'utilisation de ces facteurs de risque permet de discriminer correctement les futurs décrocheurs, des futurs diplômés.

Au total, les facteurs susceptibles d'expliquer les abandons sont nombreux et de différentes sources. L'analyse empirique doit explorer un grand nombre de variables de différentes sources afin d'identifier celles qui sont les plus appropriées dans un contexte déterminé.

3. La rétention dans l'éducation primaire

L'éducation primaire sénégalaise est marquée par des taux d'abandon élevés. Le tableau 1 présente les taux d'abandon dans l'enseignement primaire, estimés à partir des statistiques scolaires de 1997 à 2004. Les classes de début et de fin de cycle affichent les taux d'abandon les plus élevés. Par exemple, les abandons représentent 12,4 % et 10,5 % des

effectifs inscrits respectivement au CI et au CM1 en 2002. Ces chiffres semblent ainsi indiquer que les phases les plus difficiles dans la fréquentation scolaire sont justement celles qui marquent, soit la promotion des élèves dans un cycle, soit l'achèvement d'un cycle. Une autre tendance est l'augmentation des taux d'abandon dans le temps. Il ressort du tableau 1, qu'en sept ans, ils ont fortement augmenté. Une conséquence importante en est la baisse de la capacité de rétention de l'enseignement primaire.

Tableau 1 : Taux d'abandon par cycle d'enseignement et par grade, Sénégal 1997-2004

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Elémentaire								
CI	5,70%	6,10%	9,20%	7,60%	11,50%	12,40%	8,00%	8,68%
CP	1,70%	3,10%	8,20%	6,10%	4,00%	7,80%	3,80%	4,54%
CE1	4,60%	2,40%	9,90%	8,70%	6,40%	7,20%	6,50%	4,07%
CE2	1,60%	0,40%	6,60%	7,50%	5,40%	5,40%	0,30%	2,83%
CM1	4,40%	3,20%	11,70%	10,60%	11,00%	10,50%	7,20%	6,70%
CM2								27,38%

Source : Annuaire des statistiques scolaires, divers numéros, DPRE/ME.

Le tableau 2 indique le profil de scolarisation primaire construit à partir des données de 2004 par région, par zones rurales et par zones urbaines. Il ressort que sur 100 élèves qui s'inscrivent en cours d'initiation, 62 parviennent au CE2 et 47 au CM2 sans redoubler ni abandonner.

Tableau 2 : Taux de survie dans l'enseignement primaire par région et statut, 2004

		CI	CP	CE1	CE2	CM1	CM2
DAKAR	PRIVE	100	86	82	73	70	66
	PUBLIC	100	92	88	82	77	63
DIOURBEL	PRIVE	100	97	98	92	71	63
	PUBLIC	100	83	68	56	53	34
FATICK	PRIVE	100	86	94	99	113	127
	PUBLIC	100	77	65	55	56	39
KAOLACK	PRIVE	100	95	93	85	79	65
	PUBLIC	100	75	62	50	49	38
KOLDA	PRIVE	100	82	76	89	60	51
	PUBLIC	100	84	66	49	47	38
LOUGA	PRIVE	100	93	85	78	69	51
	PUBLIC	100	73	51	41	38	27
MATAM	PRIVE	100	73	66	108	44	36
	PUBLIC	100	69	57	43	39	23
ST-LOUIS	PRIVE	100	90	78	77	71	65
	PUBLIC	100	80	72	61	61	44
TAMBA	PRIVE	100	98	82	50	44	37
	PUBLIC	100	82	70	54	57	36
THIES	PRIVE	100	93	88	83	74	67
	PUBLIC	100	89	77	68	63	48
ZIGUINCHOR	PRIVE	100	88	84	76	88	86
	PUBLIC	100	94	88	81	85	73
SENEGAL	PRIVE	100	88	84	76	71	65
	PUBLIC	100	83	71	60	58	44
	GLOBAL	100	84	73	62	60	47

Source : BSS, DPRE, ME, 2004.

On note une différence sensible entre l'enseignement public et l'enseignement privé. Ce dernier a une capacité de rétention plus forte, puisque 65 arrivent en fin de cycle primaire contre 44 dans l'enseignement public. Par ailleurs, des différences importantes caractérisent les régions. C'est à Dakar que la rétention est la plus forte dans le public, tandis que Louga et Matam – régions caractérisées par une forte migration vers l'Europe et les Etats-Unis – affichent la plus faible capacité à retenir leurs élèves (respectivement 27 et 23). Les différences régionales sont présentes aussi dans le profil de scolarisation de l'enseignement privé. Si on écarte le cas exceptionnel de Fatick, dû à un transfert important d'élèves du public au privé en classe de CM2, Ziguinchor a la plus forte proportion de survivants en fin de cycle (86), suivi de Dakar (66), de Thiès (67) et de St Louis et Kaolack (65). Matam se situe en dernière position avec 36. Les écarts entre régions sont plus accentués dans le public que dans le privé. Si on compare le profil de scolarisation de 2004 à celui de 2000 (CREA, 2004), on constate une faible différence, ce qui dénote du peu progrès accompli dans la réduction des redoublements et abandons.

4. Données et Méthodologie

4.1 Données

Deux bases de données ont été appariées pour disposer d'une large gamme d'informations. La première est celle de l'Enquête sur l'éducation et le bien être des ménages au Sénégal (EBMS) effectuée par le Centre de recherches économiques appliquées (CREA) de l'Université Cheikh Anta Diop de Dakar et l'Université de Cornell. Cette enquête fournit des informations sur les élèves, leurs familles, et leurs communautés.

L'EBMS a permis de collecter des informations sur la taille et la structure du ménage, les caractéristiques sociodémographiques et économiques et de saisir les niveaux d'éducation de tous les membres du ménage. L'information sur la présence ou non des parents biologiques de l'enfant dans le ménage a été obtenue. Sont disponibles aussi des informations rétrospectives sur la trajectoire scolaire de l'enfant et des membres de sa famille, et celles sur les chocs (naturels, de santé, de revenu etc.) ayant affecté le ménage.

Des informations sur les facteurs propres à la collectivité, susceptibles d'influencer les abandons des élèves ont été recueillies : il s'agit du nombre d'écoles existantes et leur localisation, des infrastructures et équipements comme les services de santé, les marchés locaux, les organisations sociales, ainsi que des conditions de prise de décision concernant particulièrement l'éducation. De même, les facteurs relatifs à la disponibilité de matériels scolaires, les méthodes de gestion et les habitudes pédagogiques de l'école sont obtenus.

La deuxième base de données est celle de la Direction de la planification et de la réforme de l'éducation (DPRE). Elle fournit d'autres informations concernant l'offre éducative et la qualité de l'enseignement administré dans les différentes communautés.

4.2 Modèles

Le cadre analytique que nous adoptons est celui d'un modèle de comportement rationnel (Glewwe, 2002). On suppose que les parents prennent des décisions relatives à leurs enfants pour maximiser une fonction d'utilité. Celle-ci a pour arguments la consommation de

biens et services et le capital humain des enfants acquis à travers l'éducation. La décision du ménage relative au nombre d'années d'études primaires qu'achèvera son enfant va dépendre d'un certain nombre de facteurs. Notre but est d'examiner ces facteurs qui sont relatifs à l'enfant, au ménage lui-même et à la communauté, en vue de saisir leur influence sur la probabilité que cet enfant abandonne l'école primaire avant la fin de ses études.

Les données utilisées pour modéliser les abandons scolaires dans le cycle primaire présentent la structure hiérarchique suivante : le niveau élève et sa famille, le niveau communauté. Une observation sur la communauté est attribuée à l'ensemble des élèves appartenant à ladite communauté. Dans ce cas, l'utilisation des régressions multiples classiques risque de fournir des résultats biaisés à cause de l'absence d'indépendances entre certaines observations. Par ailleurs, la variable dépendante Y_{ij} , indiquant qui a abandonné, est une variable binaire ($Y_{ij} = 1$ si l'élève i de la communauté j a abandonné, sinon, $Y_{ij} = 0$). Dans cette situation, l'usage des modèles hiérarchiques linéaires standards n'est plus approprié pour trois raisons :

1. Les valeurs prises par la variable dépendante sont restreintes (0 ou 1) alors que les valeurs prédites par un modèle linéaire usuel peuvent être a priori tout élément de l'ensemble des réels (Snijders et Bosker, 1999) ;
2. Une fois la variable dépendante prédite, les résidus du niveau 1 peuvent prendre uniquement deux valeurs possibles et, dans ce cas, ne sont plus normalement distribués (Bryk et Raudenbush, 2002) ;
3. Pour les variables discrètes, il existe une relation entre la moyenne et la variance de la distribution. Par exemple, dans le cas d'une variable binaire Y qui prend la valeur 1 avec une probabilité p et 0 avec une probabilité $1-p$, la moyenne est obtenue par : $E(Y) = p$ et la variance par : $V(Y) = p(1-p)$. Dans ce cas, la variance résiduelle n'est plus un paramètre libre (ou aléatoire) puisqu'elle est déjà déterminée par la moyenne (Snijders et Bosker, 1999).

Pour remédier à toutes ces insuffisances, nous proposons une modélisation hiérarchique linéaire généralisée qui tient compte de la structure non linéaire des données, de la non normalité des résidus et de la nature discrète de la variable dépendante.

Structure du modèle du niveau 1

Les modèles logit ou probit sont utilisés pour spécifier le modèle du niveau 1. Ceux-ci s'appliquent non pas à une variable à codage quantitatif associé à la réalisation d'un événement (par exemple les notes des élèves), mais à la probabilité d'apparition de cet événement, conditionnellement aux variables exogènes. Si l'on considère la variable aléatoire Y_{ij} , le nombre de « succès » en m_{ij} réalisations, et P_{ij} la probabilité de succès pour chaque réalisation, on établit alors que Y_{ij} suit une loi binomiale de paramètres (m_{ij}, P_{ij}) :

$$Y_{ij}/P_{ij} \approx B(m_{ij}, P_{ij}) \quad (1)$$

L'espérance et la variance de Y_{ij} sont obtenues par :

$$E(Y_{ij}/P_{ij}) = m_{ij}P_{ij}, \quad V(Y_{ij}/P_{ij}) = m_{ij}P_{ij}(1 - P_{ij}) \quad (2)$$

Quand $m_{ij} = 1$, on obtient une distribution de Bernoulli, Y_{ij} devenant une variable binaire qui prend les valeurs 0 et 1. Les probabilités sont alors transformées en variable continue sur l'ensemble des réels, R . Il existe deux méthodes de transformations généralement utilisées (probit, logit), mais la plus commode est la transformation logistique (Hosmer et Lemshow, 1989 ; McCullagh et Nelder, 1989 ; Ryan, 1997) qui offre deux avantages essentiels : la loi logistique tend à attribuer aux événements « extrêmes » une probabilité plus forte que la

distribution normale (C. Hurlin, 2003) d'une part, elle facilite l'interprétation des paramètres associées aux variables explicatives, d'autre part.

On obtient donc :

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) \quad (3) \quad \text{où } \eta_{ij} \text{ est le logarithme du « odds ratio », c'est-à-dire le logarithme}$$

du rapport entre la probabilité d'abandonner avant la fin du cycle primaire et la probabilité d'achever le cycle.

On note que P_{ij} , étant une probabilité, est contrainte de prendre des valeurs comprises entre 0 et 1 alors que η_{ij} , tel que exprimé ci-dessus, peut prendre n'importe quelle valeur réelle.

Le modèle logit est un modèle où le log-odds ratio, η_{ij} , est obtenu par une combinaison linéaire des variables explicatives du niveau 1 :

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \dots + \beta_{Qj}X_{Qij} \quad (4)$$

où les X_{qij} représentent les variables explicatives, et les β_{qj} , les paramètres à estimer.

Ainsi, dans le modèle du niveau 1, on prédit le logarithme des « odds ratio ». Ce dernier peut être transformé en probabilité d'abandon scolaire prédite en calculant :

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + \exp(-\eta_{ij})} \quad (5)$$

Modèles du niveau 2

Dans cette deuxième étape, la spécification se fait comme dans les modèles hiérarchiques linéaires simples. Nous expliquons les coefficients, β_{0j} , β_{1j} , β_{2j} , ..., et β_{Qj} par les caractéristiques de l'école et de la communauté.

$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} + \gamma_{q1}W_{q1j} + \gamma_{q2}W_{q2j} + \dots + \gamma_{qS}W_{qSj} + u_{qj} \quad (6)$$

Où les u_{qj} , $q = 0, 1, 2, \dots, Q$, sont des effets aléatoires normalement distribués.

5. Résultats

Analyse exploratoire des caractéristiques des élèves, des écoles et de la communauté

Nous nous intéressons à la probabilité pour qu'un élève abandonne l'école avant la fin du primaire. Cette probabilité est modélisée comme une fonction des caractéristiques des élèves et des ménages (niveau 1), des écoles et de la communauté (niveau 2). Ces caractéristiques sont résumées dans le tableau ci-après.

Tableau 3 : Statistiques sommaires sur les variables du modèle

STATISTIQUES SOMMAIRES DU NIVEAU 1					
Variables explicatives	N	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>Caractéristiques de l'élève</i>					
Fille	2251	0,46	0,5	0	1
Enfant confié	2251	0,04	0,19	0	1
Enfant biologique	2251	0,63	0,48	0	1
Orphelin	2251	0,18	0,38	0	1
Fréquentation préscolaire	2251	0,05	0,21	0	1
Nombre de livres	2251	1,58	1,9	0	10
Nombre de redoublements	2251	1,16	0,97	0	3
<i>Caractéristiques du ménage</i>					
Niveau de vie du ménage					
<i>Indice</i>	2251	-0,24	8,76	-16,75	16,91
<i>Très pauvre</i>	2251	0,2	0,4	0	1
<i>Très riche</i>	2251	0,12	0,32	0	1
Niveau d'éducation du CM*	2251	2	1,38	1	6
Religion du CM					
<i>Musulman</i>	2251	0,94	0,23	0	1
<i>Chrétien</i>	2251	0,05	0,21	0	1
Ethnie du CM					
<i>Wolof</i>	2251	0,36	0,48	0	1
<i>Poular</i>	2251	0,19	0,39	0	1
<i>Sère</i>	2251	0,2	0,4	0	1
<i>Diola</i>	2251	0,07	0,26	0	1
Sexe du CM					
<i>Femelle</i>	2251	0,25	0,43	0	1
<i>Masculin</i>	2251	0,75	0,43	0	1
Activité du CM					
<i>Salaire</i>	2251	0,2	0,4	0	1
<i>Inactif</i>	2251	0,24	0,43	0	1
<i>Cadre</i>	2251	0,12	0,32	0	1
<i>Commerçant</i>	2251	0,15	0,36	0	1
<i>Agriculteur</i>	2251	0,29	0,45	0	1
Education des enfants du ménage					
<i>Nombre d'enfants allant à l'école</i>	2251	3,01	1,76	1	10
<i>% d'enfants ayant atteint le collège</i>	2251	15,48	21,85	0	100
<i>% d'enfants ayant atteint le lycée</i>	2251	1,44	6,02	0	50
Variable dépendante					
<i>Abandon</i>	2251	0,39	0,49	0	1

STATISTIQUES SOMMAIRES DU NIVEAU 2					
Variables	N	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<i>Offre éducative dans la communauté</i>					
Nombre d'écoles primaires	51	16,96	10,22	2	52
<i>Publiques</i>	51	3,96	6,6	0	33
<i>Privées</i>	51	5,24	7,58	0	30
Nombre d'écoles secondaires	51	137,06	148,7	14	645
Nombre de classes fonctionnelles	51	53,6	20,68	13,09	148,79
Nombre moyen d'élèves par classe	51	45,28	19,34	7,66	138,87
Ratio élèves maître	51	19,21	20,41	0	71,07
Part du double flux	51	9,04	11,87	0	44,35
Part du multigrade	51	71,75	19,21	26,18	100
Part du flux simple					
<i>Qualité de l'enseignement</i>					
Taux de redoublement	51	15,79	3,89	3,49	24,6
<i>Ensemble</i>	51	15,91	4,19	1,53	24,69
<i>Fille</i>	51	15,59	3,82	4,41	24,52
<i>Garçon</i>	51	78,23	8,47	28,68	89,95
Taux de promotion	51	5,98	9,58	0,11	67,83
Taux d'abandon					
<i>Organisation scolaire</i>					
Association des parents d'élèves active	51	0,41	0,5	0	1
Comité de gestion actif à l'école	51	0,61	0,49	0	1
<i>Autres caractéristiques de la communauté</i>					
rural	51	0,57	0,5	0	1
Indice de développement social	51	27,12	20,65	1	87,5
Indice de mobilisation du capital social	51	2,61	1,66	0	6
Infrastructure économique du milieu	51	-0,06	6,25	-8,98	10,04

Note : * = Chef de ménage

On note que 39 % des élèves ont abandonné l'école au cours de leur cycle primaire. Le tableau montre aussi que 46 % des élèves de l'échantillon sont des filles, 4 % sont des enfants confiés, 63 % sont des enfants biologiques, 18 % des orphelins et 5 % ont bénéficié d'un enseignement préscolaire. Les caractéristiques de l'environnement familial sont constituées d'un indicateur standardisé du niveau de vie, d'un indicateur du niveau d'instruction du chef de ménage et de quatre variables nominales indiquant le genre, l'ethnie, la religion et l'activité du chef de ménage. Ainsi, on constate que 94 % des chefs de ménage de l'échantillon sont musulmans, 36 % sont wolof, 25 % sont des femmes, 20 % sont salariés (dont 12 % des cadres moyens et supérieurs), 15 % sont des commerçants et 29 % des agriculteurs. Le nombre d'enfants allant toujours à l'école au moment de l'enquête est en moyenne de trois enfants par ménage.

En ce qui concerne l'offre éducative, on compte en moyenne, 26 écoles par communauté (dont respectivement 17 et quatre les nombres d'écoles primaires publiques et privées, et cinq écoles secondaires), mais ce chiffre varie fortement d'une communauté à l'autre. Pendant que dans certaines communautés on dénombre plus d'une soixantaine d'écoles, dans d'autres, on ne compte que deux écoles primaires. On évalue ainsi à 645 le nombre de classes fonctionnelles au primaire dans la communauté ayant le plus grand nombre d'écoles primaires contre seulement 14 pour celle n'ayant que deux écoles primaires. En rapportant à ces nombres de classes les effectifs d'élèves scolarisés dans la communauté, on obtient en moyenne 54 élèves par classe. Quant au personnel enseignant, on dénombre en moyenne 45 élèves pour un enseignant. On remarque également que l'organisation pédagogique varie d'une communauté à l'autre. En effet, il existe des communautés où il n'y a que le flux simple, des communautés où plus des deux tiers des groupes pédagogiques sont du double flux (71,07 %), et d'autres où la part du multigrade atteint 44,35 %.

En ce qui concerne la qualité de l'enseignement, le taux de redoublement varie de 3,5 % à 24,6 % selon les communautés, la moyenne de l'échantillon se situant à 15,8 %.

Les autres caractéristiques des communautés qui sont retenues concernent le milieu de résidence et quelques indicateurs composites élaborés renseignant sur le développement socio-économique des communautés. Environ 57 % des communautés sont rurales ; l'indice de développement social varie entre 1 et 87,5 ; l'indicateur de mobilisation sociale qui informe sur le degré de mobilisation de la communauté dans les initiatives de développement varie entre 0 et 6 ; et enfin l'indice de développement des infrastructures économiques qui indique que certaines communautés sont très défavorisées en matière d'infrastructures (-8,98) par rapport à d'autres (10,04).

5.1 Analyse de la variance des abandons entre les communautés

Pour mesurer l'ampleur de l'hétérogénéité des abandons scolaires entre les communautés, vérifions d'abord s'il est pertinent de tenir compte de la structure hiérarchique des données. Nous considérons, dans un premier temps, un modèle où seule la constante est estimée. Aucune variable explicative ne sera introduite ni dans le niveau 1, ni dans le niveau 2 : c'est le modèle non contraint. Ce modèle se présente comme suit :

$$\text{Niveau 1 : } \eta_{ij} = \beta_{0j} \quad \text{où } \eta_{ij} = \log \left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} \right) \quad \text{et } P_{ij} = \text{Pr ob}(Abandon_{ij} = 1 / \beta_j) \quad (7)$$

$$\text{Niveau 2 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad \text{où } u_{0j} \approx N(0, \tau_{00}) \quad (8)$$

Où γ_{00} est le log-odds ratio moyen et τ_{00} la variance inter-communautés des log-odds ratio des abandons scolaires dans le cycle primaire.

Le tableau 4 donne les résultats de l'estimation. Pour ce modèle, ainsi que ceux qui suivent, nous avons opté pour une estimation robuste des écarts-types, qui minimise la variance et donne des intervalles de confiance plus faibles. Ceci améliore la précision des coefficients estimés.

Tableau 4 : Analyse de la variance résiduelle des abandons

	Modèle "communauté-type"		Modèle "élève-moyen"	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
EFFETS FIXES				
Constante	-0,441** (0,102)	0,0000 —	-0,405** (0,094)	0,0000 —
EFFETS ALEATOIRES				
Composante de la variance (U_0)	0,423 (0,650)	0,0000 —	— —	— —

Note : ** = significativité au seuil de 1%

Deux façons d'estimer le modèle non contraint ci-dessus doivent être prises en compte pour une analyse soit complète. La première est l'estimation du log-odds ratio des abandons scolaires pour la « communauté-type », c'est-à-dire la communauté où l'effet aléatoire $u_{0j} = 0$. Les résidus du niveau 2 étant supposés suivre une distribution normale, la communauté « type » n'est autre que la communauté moyenne située au centre des distributions ($E(u_{0j}) = 0$). Ainsi pour cette communauté « type », le logarithme du « odds ratio » des abandons estimé est de $\hat{\gamma}_{00} = -0,441$ avec un écart-type de $\hat{\tau}_{00} = 0,102$ (tableau 4). Ce coefficient correspond à une probabilité de $1/[1 + \exp(0,441)] = 0,391$, soit un taux d'abandon de 39,1 % qui est sensiblement égal à celui calculé sur l'échantillon global (39 %). Avec l'hypothèse de normalité des résidus du niveau 2, les logarithmes des « odds ratio » des abandons des communautés, β_{0j} , suivent également une distribution normale de moyenne - 0,441 et de variance 0,423. Dans ce cas, 95 % des écoles de l'échantillon ont leurs ratios de chances compris entre -1,091 ($-0,441 - \sqrt{0,423}$) et 0,209 ($-0,441 + \sqrt{0,423}$). Cela signifie que la probabilité d'abandon dans ces communautés varie entre 0,25 et 0,55. Ainsi, il apparaît que certaines communautés ont des taux d'abandon relativement faibles (25 %) tandis que, dans d'autres, plus de la moitié des élèves (55 %) abandonnent avant d'avoir achevé le cycle.

Cependant, la probabilité d'abandon dans la communauté moyenne n'est pas la même que celle de l'élève moyen de l'échantillon. Pour estimer cette dernière, le modèle approprié est celui de « l'élève-moyen » (Zeger, Liang et Albert, 1988) où l'effet aléatoire, u_{0j} n'est plus contraint d'être nul. Dans ce cas, le logarithme « odds ratio » des abandons de l'échantillon estimé est de $\hat{\gamma}_{00} = -0,405$ soit une probabilité moyenne d'abandon de $1/[1 + \exp(0,405)] = 0,40$.

5.2 Les déterminants des abandons scolaires dans le cycle primaire

Dans cette section, nous estimons l'impact des facteurs que nous avons retenus sur la probabilité d'abandon des élèves. Ces facteurs sont relatifs aux élèves et à leur ménage (niveau 1), ainsi qu'aux communautés dans lesquelles ils vivent (niveau 2). Dans une première étape, nous allons modéliser les abandons scolaires en utilisant uniquement les

caractéristiques inter-élèves. Ensuite, nous introduirons les caractéristiques liées à la communauté dans le modèle final pour une analyse plus globale de la situation des abandons. L'intérêt est d'étudier, d'une part, dans quelle mesure les caractéristiques de l'élève et de son ménage influencent sa probabilité d'abandonner l'école, et d'autre part, d'appréhender l'ampleur de la variabilité des abandons scolaires imputables à la communauté.

- **Modèle avec variables du niveau 1**

L'effet des caractéristiques individuelles et familiales sur le logarithme des « odds ratio » des abandons scolaires est obtenu à partir des sous modèles suivants :

Au niveau 1, on a :

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{confie})_{ij} + \beta_{2j}(\text{Orphel})_{ij} + \beta_{3j}(\text{Prescol})_{ij} + \beta_{4j}(\text{Nb_livre})_{ij} + \beta_{5j}(\text{Fille})_{ij} \\ + \beta_{6j}(\text{Edu_cm})_{ij} + \beta_{7j}(\text{Cm_hom})_{ij} + \beta_{8j}(\text{Chretien})_{ij} + \beta_{9j}(\text{Poular})_{ij} + \beta_{10j}(\text{Cm_inact})_{ij} \quad (9) \\ + \beta_{11j}(\text{Cm_salar})_{ij} + \beta_{12j}(\text{T_riche})_{ij} + \beta_{13j}(\text{Prop_col})_{ij} + \beta_{14j}(\text{Enft_scol})_{ij}$$

Au niveau 2, la constante est considérée comme aléatoire et les autres coefficients fixes :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}; \quad \beta_{pj} = \gamma_{p0} \quad \text{pour } p = 1, 2, \dots, 14 \quad (10)$$

La première partie du tableau ci-après présente les résultats de l'estimation de ce modèle.

Tableau 5 : Résultats d'estimation des abandons scolaires

	Modèle avec variables du niveau 1				Modèle final (ajouté des variables du niveau 2)			
	Modèle "communauté-type"		Modèle "élève-moyen"		Modèle "communauté-type"		Modèle "élève-moyen"	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
EFFETS FIXES								
Constante	2,018** (0,321)	0,0000 -----	1,850** (0,293)	0,0000 -----	0,955 (0,981)	0,3370 -----	0,835 (0,789)	0,2970 -----
Caractéristiques de l'élève								
Fille (FILLE)	0,567** (0,174)	0,0020 -----	0,491** (0,149)	0,0010 -----	0,593** (0,178)	0,0010 -----	0,545** (0,137)	0,0000 -----
Orphelin (ORPHELIN)	0,212 (0,224)	0,3450 -----	0,192 (0,187)	0,3070 -----	0,218 (0,232)	0,3470 -----	0,200 (0,183)	0,2760 -----
Enfant confié (CONFIE)	-0,149 (0,359)	0,6780 -----	-0,102 (0,287)	0,7210 -----	-0,140 (0,363)	0,7000 -----	-0,119 (0,272)	0,6610 -----
Fréquentation préscolaire (PRESCOLA)	-1,217** (0,314)	0,0000 -----	-1,131** (0,280)	0,0000 -----	-1,344** (0,347)	0,0000 -----	-1,288** (0,304)	0,0000 -----
Disponibilité des manuels scolaires (NB LIVRE)	-3,127** (0,319)	0,0000 -----	-2,849** (0,249)	0,0000 -----	-3,163** (0,328)	0,0000 -----	-2,957** (0,193)	0,0000 -----
Caractéristiques du ménage								
Catégorie très riche (T_RICHE)	-0,551~ (0,329)	0,0940 -----	-0,496~ (0,257)	0,0530 -----	-0,097 (0,4220)	0,7830 -----	-0,014 (0,298)	0,9630 -----
Catégorie très riche ? rural (T_RICHE ? rural)	-----	-----	-----	-----	1,487 (1,002)	0,1440 -----	1,244 (0,912)	0,1790 -----
Nombre d'enfant allant à l'école (ENFT SCOL)	-0,062~ (0,036)	0,0840 -----	-0,058~ (0,033)	0,0770 -----	-0,057 (0,038)	0,1320 -----	-0,055~ (0,031)	0,0770 -----
Proportion des enfants ayant atteint le collège (PROP_COL)	-0,028** (0,004)	0,0000 -----	-0,026** (0,004)	0,0000 -----	-0,031** (0,004)	0,0000 -----	-0,029** (0,004)	0,0000 -----
Caractéristiques du chef de ménage (CM)								
Niveau d'éducation du CM (EDUC_CM)	-0,026 (0,053)	0,6220 -----	-0,018 (0,046)	0,6880 -----	-0,165* (0,082)	0,0420 -----	-0,147* (0,066)	0,0260 -----
Niveau d'éducation du CM ? rural (EDUC_CM ? RURAL)	-----	-----	-----	-----	0,205~ (0,112)	0,0660 -----	0,188* (0,089)	0,0330 -----
Sexe masculin (CM_HOMME)	-0,168 (0,239)	0,4840 -----	-0,181 (0,201)	0,3680 -----	-0,074 (0,2420)	0,7590 -----	-0,074 (0,193)	0,7020 -----
Chretien (CHRETIEN)	-0,037 (0,548)	0,9470 -----	-0,037 (0,444)	0,9340 -----	0,285 (0,554)	0,6070 -----	0,251 (0,440)	0,5690 -----
Ethnie poular (POULAR)	0,377* (0,184)	0,0400 -----	0,379* (0,160)	0,0180 -----	0,456* (0,197)	0,0210 -----	0,416** (0,156)	0,0080 -----
Inactif (CM_INACT)	0,317 (0,218)	0,1450 -----	0,272 (0,187)	0,1470 -----	0,239 (0,219)	0,2760 -----	0,217 (0,181)	0,2310 -----
Salarié (CM_SALAR)	-0,142 (0,219)	0,5160 -----	-0,130 (0,184)	0,4790 -----	0,090 (0,313)	0,7760 -----	0,039 (0,240)	0,8730 -----
Salarié ? rural (CM_SALAR ? RURAL)	-----	-----	-----	-----	-0,579 (0,422)	0,1760 -----	-0,495 (0,323)	0,1310 -----
Offre éducative dans la communauté								
Nombre d'écoles primaires privées (EP_PRIVÉ)	-----	-----	-----	-----	0,038~ (-0,021)	0,0800 -----	0,039* (0,018)	0,0340 -----
Nombre d'écoles secondaires (NBRE_ES)	-----	-----	-----	-----	-0,015 (0,017)	0,3870 -----	-0,016 (0,014)	0,2580 -----
Nombre d'élèves par classes (Rel_Class)	-----	-----	-----	-----	0,022** (0,007)	0,0020 -----	0,023** (0,005)	0,0000 -----
Part du Multigrade (PART_MGD)	-----	-----	-----	-----	0,104~ (0,052)	0,0510 -----	0,030~ (0,015)	0,0500 -----
Qualité de l'enseignement dans la communauté								
Taux de redoublement (TXRED)	-----	-----	-----	-----	0,021 (0,021)	0,3090 -----	0,099* (0,040)	0,0190 -----
Taux d'abandon (TXABAN)	-----	-----	-----	-----	0,030 (0,019)	0,1210 -----	0,018 (0,016)	0,2910 -----
Autres caractéristiques de la communauté								
Rural (RURAL)	-----	-----	-----	-----	-0,692 (0,640)	0,2870 -----	-0,701 (0,502)	0,1710 -----
Indice de mobilisation du capital social (IMS)	-----	-----	-----	-----	-0,206* (0,087)	0,0240 -----	-0,205** (0,070)	0,0060 -----
Développement Infrastructures économiques (IDIE)	-----	-----	-----	-----	0,116** (0,042)	0,0080 -----	0,105** (0,033)	0,0040 -----
Association des parents d'élèves active (PA_ACTIV)	-----	-----	-----	-----	-0,354~ (0,196)	0,0790 -----	-0,333* (0,156)	0,0390 -----
Comité de gestion actif à l'école (COMGES_ACTIV)	-----	-----	-----	-----	-0,216 (0,220)	0,3330 -----	-0,164 (0,179)	0,3670 -----
U12	-----	-----	-----	-----	(0,267)	-----	-----	-----
	-----	-----	-----	-----	0,650	0,0010	-----	-----
	-----	-----	-----	-----	(0,806)	-----	-----	-----
T	0,805				<div> <div>0,421</div> <div>0,157 0,071</div> <div>-0,518 -0,20 0,650</div> </div>			

Note : ~ = Significativité au seuil de 10% ; * = Significativité au seuil de 5% ; ** = Significativité au seuil de 1%.

Le modèle basé sur la « communauté type » et celui ayant pour référence l'élève moyen fournissent des résultats assez similaires et s'interprètent de la même façon, hormis leur constante. Par exemple, la constante obtenue pour le modèle basé sur l'élève moyen ($\gamma_{00} = 1,850$), est le ratio log-odds des abandons scolaires pour l'élève ayant la modalité 0 pour toutes les variables explicatives significatives dans le modèle. Cet élève (individu de référence) correspond à un garçon ($Fille_{ij} = 0$) n'ayant pas fréquenté la maternelle ($Prescol_{ij} = 0$) et n'ayant jamais possédé un livre durant son cursus scolaire ($Nb_livre_{ij} = 0$), vivant dans une famille non aisée ($T_riche_{ij} = 0$) où les enfants ne partent plus à l'école ($Enft_scol_{ij} = 0$) et où aucun enfant n'a jamais atteint le collège ($Prop_col_{ij} = 0$). Pour cet élève, la probabilité d'abandon attendue est de $1/[1 + \exp(-1,85)] = 0,864$. En d'autres termes, cet enfant n'a que 13,6 % de chances d'achever son cycle primaire. Quant à la constante obtenue par le modèle basé sur l'école type, elle représente le ratio log-odds d'abandonner pour le même type d'élève, mais qui, en plus, appartient à la communauté où l'effet aléatoire, u_{0j} , est nul (l'école moyenne). Cet ratio log-odds est de 2,018 et correspond à une probabilité d'abandon de $1/[1 + \exp(-2,018)] = 0,883$.

Pour l'interprétation des autres effets, nous partons de l'individu de référence pour apprécier la distribution des probabilités d'abandon en faisant varier à chaque fois, une des caractéristiques de ce dernier. Ces probabilités sont données dans le tableau suivant.

Tableau 6 : Distribution des probabilités d'abandon scolaire par rapport à l'individu de référence

<i>Element de différence par rapport à l'individu type</i>	Modèle "communauté -type "		Modèle "élève-moyen "	
	<i>Ratio log-odds</i>	<i>Probabilité d'abandon</i>	<i>Ratio log-odds</i>	<i>Probabilité d'abandon</i>
Elève de référence	2,018	0,883	1,850	0,864
Fille	2,585	0,930	2,341	0,912
Le chef de ménage est Poular	2,395	0,916	2,229	0,903
Proportion élevée d'enfants ayant atteint le collège dans le ménage	1,990	0,880	1,824	0,861
Appartient à un ménage très riche	1,467	0,812	1,354	0,795
A fréquenté l'école maternelle	0,801	0,690	0,719	0,672
Possède beaucoup de manuels scolaires	-1,109	0,248	-0,999	0,280

Ainsi, le fait d'être fille ou d'appartenir à une famille dont le chef est d'ethnie « Pulaar » augmente la probabilité d'abandonner l'école avant la fin du cycle. En effet, une fille dans les conditions de l'individu de référence risque plus d'abandonner l'école que son camarade garçon, parce qu'elle est plus (i) assignée aux activités domestiques, et (ii) victime des arbitrages que font les ménages en matière d'éducation des enfants. En ce qui concerne l'ethnie du chef de ménage, les « Pulaar » sont généralement des peuples nomades, et leur mobilité pourrait jouer en défaveur de la rétention scolaire de leurs enfants (changement répétitif d'écoles, migration vers des zones où l'offre éducative n'est pas assurée, ...). En revanche, quand les frères et sœurs de l'élève ont fréquenté au moins le collège, et quand l'enfant appartient à un ménage très aisé, ou quand il a fréquenté la maternelle, sa probabilité d'abandonner l'école diminue significativement. Ces constats semblent plausibles pour plusieurs raisons : (1) les enfants dont les frères et sœurs sont très instruits bénéficient d'un bon encadrement à la maison et cela contribue à améliorer leur rétention, (2) les enfants qui vivent dans des familles non pauvres bénéficient de meilleures conditions d'apprentissage

(disponibilité de livres à la maison, radio, télévision, cours de mise à niveau à domicile, une meilleure santé...) et (3) la fréquentation préscolaire constitue une phase d'éveil intellectuel pour les enfants qui, dès leur bas âge apprennent à maîtriser les concepts de base préalables à la réussite scolaire ultérieure.

D'une manière générale, l'existence d'un environnement lettré réduit sensiblement les risques d'abandonner. En accélérant la scolarisation, et en étendant rapidement l'alphabétisation chez les adultes, l'Etat favorise le maintien des enfants à l'école.

L'effet le plus important sur les abandons scolaires est observé au niveau de la disponibilité des manuels scolaires. En effet, on constate que si l'élève de référence pouvait disposer d'assez de manuels scolaires, il réduirait sa probabilité d'abandon de 67,6 % ($[0,864 - 0,28] / 0,864 \times 100$) de façon générale, et de 72 % s'il appartient à l'école type.

- Prise en compte des facteurs liés à l'école et à la communauté (niveau 2)

Nous cherchons maintenant à tenir compte des possibles effets du contexte de la communauté sur les abandons scolaires des élèves. Ainsi, au niveau 2, certains coefficients du modèle du niveau 1 sont exprimés comme fonction de l'offre éducative et de la qualité d'éducation dans la communauté, ainsi que de l'environnement économique et social de celle-ci.

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{EP_prive})_j + \gamma_{02}(\text{Nbre_ES})_j + \gamma_{03}(\text{Rel_class})_j + \gamma_{04}(\text{TxRed})_j \\ &\quad + \gamma_{05}(\text{TxAban})_j + \gamma_{06}(\text{P_Mgrde})_j + \gamma_{07}(\text{Rural})_j + \gamma_{08}(\text{Ktal_soc})_j \\ &\quad + \gamma_{09}(\text{Infras_eco})_j + \gamma_{010}(\text{AP_activ})_j + \gamma_{011}(\text{Gest_actif})_j + u_{0j} \\ \beta_{pj} &= \gamma_{p0} + \gamma_{p1}(\text{Rural})_j + u_{pj} \quad \text{pour } p = 6, 11, 12 \\ \beta_{pj} &= \gamma_{p0} \quad \text{pour } p = 1, 2, 3, 4, 5, 7, 8, 9, 10, 13, 14\end{aligned}\tag{11}$$

Les résultats sont présentés dans la deuxième partie du tableau 5.

On note une réduction très significative de la variance résiduelle des abandons scolaires qui est passée de 0,805 (dans le modèle avec les variables du niveau 1 uniquement) à 0,421 (dans le modèle augmenté des variables du niveau 2). Ainsi, presque la moitié ($[0,805 - 0,421] / 0,805 \times 100 = 47,7\%$) des disparités dans les abandons scolaires ont été expliquées par les caractéristiques relatives à l'offre éducative, à la qualité de l'enseignement, à l'environnement économique et social de la communauté.

Au niveau de l'offre éducative, l'existence de cycle secondaire dans la communauté semble diminuer les abandons scolaires, même si son effet n'est pas significatif. En revanche, le nombre moyen d'élèves par classe, et la part du multigrade dans la communauté ont un impact très significatif sur les abandons scolaires.

Sans surprise, on constate que le nombre moyen d'élèves par classe augmente la probabilité d'abandonner l'école (le ratio log-odds $\gamma_{03} = 0,02$) : plus peuplées sont les classes, moins le maître a des chances d'assurer un encadrement efficace des élèves. Toujours dans l'offre éducative, on constate aussi que dans les communautés (rurales pour la plupart) où la pratique du multigrade est très répandue, la probabilité d'abandon est plus élevée ($\gamma_{06} = 0,03$).

Dans les communautés où le taux de redoublement est très élevé, les élèves sont plus prédisposés à abandonner l'école avant la fin du cycle primaire. En effet, la répétition

augmente les coûts de la scolarisation et décourage, en conséquence, les ménages – surtout les plus pauvres – à investir davantage dans l'éducation primaire de leurs enfants.

Par ailleurs, d'autres facteurs comme l'indicateur de mobilisation sociale qui renseigne sur le degré d'implication de la population dans le fonctionnement de l'école et dans les initiatives communautaires, l'existence d'associations des parents d'élèves actives veillant sur la qualité de l'enseignement dispensé, réduisent, de façon significative, les abandons scolaires. A l'opposé, le développement des infrastructures économiques dans la communauté favorise les abandons scolaires. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que, plus il y a des opportunités économiques, plus les enfants (surtout issus de ménages pauvres) sont exposés à l'abandon, les parents préférant souvent les placer dans des activités lucratives.

Au total, les principaux facteurs qui ont un impact significatif sur la probabilité d'abandonner l'école sont : le sexe, la fréquentation préscolaire, la disponibilité des manuels scolaires, le niveau de vie, le nombre d'enfants allant à l'école, la proportion d'enfants ayant atteint le collège et enfin l'ethnie du chef de ménage.

A ces facteurs s'ajoutent d'autres liés à l'offre d'éducation dans la communauté. Les taux élevés des redoublements et des abandons et la grande taille des classes augmentent les chances d'abandon des élèves. La demande éducative dans la communauté influence aussi la probabilité d'achever ou non les études primaires. Ainsi, l'existence d'associations actives de parents d'élèves contribue à réduire les abandons, de même que, d'une manière générale, l'existence d'un réseau dense d'organisations traduisant une forte mobilisation des membres de la communauté autour d'activités d'intérêt général.

Pour approfondir cette analyse, nous allons déterminer, dans la partie qui suit, à quelles étapes du cycle les abandons se font le plus sentir et aussi, examiner les facteurs qui favorisent les abandons précoces.

5.3 Les abandons précoces

L'éducation primaire complète est un passage obligé pour que les futurs adultes soient durablement alphabétisés, cinq à six ans s'avérant nécessaires pour avoir toutes les chances de ne pas retomber dans l'illettrisme. Il existe donc une différence entre les élèves qui abandonnent au cours des deux premières années (étape 1) et ceux qui abandonnent à la fin du cycle primaire (étape 3). Ces dernières ont beaucoup plus de chances d'échapper à l'analphabétisme. Par ailleurs, les facteurs d'abandon n'exercent pas la même influence selon que l'élève se situe à l'étape 1 ou à l'étape 2. Il est important d'identifier les facteurs qui agissent le plus sur les abandons précoces pour leur accorder une attention prioritaire dans le cadre d'une politique de maintien des élèves à l'école.

Nous considérons donc les élèves qui ont abandonné l'école avant la fin de leur cycle primaire pour observer leur dernière classe fréquentée. Pour ce faire, nous avons subdivisé le cycle primaire en trois étapes :

- Etape 1, si l'abandon se passe au CI ou au CP ;
- Etape 2, si l'abandon se passe au CE1 ou au CE2 ;
- Etape 3, si l'abandon se passe au CM1 ou au CM2.

Ainsi chaque élève i de la communauté j est relié à une variable discrète Y_{ij} qui renseigne sur l'étape de son abandon :

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si abandon à l'étape 1} \\ 2 & \text{si abandon à l'étape 2} \\ 3 & \text{si abandon à l'étape 3} \end{cases} \quad (12)$$

Les probabilités associées à ces modalités sont notées comme suit :

$$\begin{aligned} P(Y_{ij} = 1) &= \varphi_{1ij} \\ P(Y_{ij} = 2) &= \varphi_{2ij} \\ P(Y_{ij} = 3) &= \varphi_{3ij} = 1 - \varphi_{1ij} - \varphi_{2ij} \end{aligned} \quad (13)$$

Cette écriture montre qu'il suffit d'avoir la valeur de deux probabilités pour déduire la troisième.

Compte tenu des disparités qui existent entre les étapes, les facteurs qui influencent les abandons ne sont pas forcément les mêmes d'une étape à l'autre. Ceci nous amène à l'utilisation des modèles hiérarchiques multinomiaux qui ont pour vertu de modéliser explicitement les facteurs spécifiques aux différentes étapes. Par ailleurs, ces probabilités étant contraintes de prendre des valeurs comprises entre 0 et 1, nous allons, au préalable, procéder à leur transformation en utilisant la méthode logit multinomiale pour pouvoir les modéliser.

$$\begin{aligned} \eta_{1ij} &= \log \left(\frac{\varphi_{1ij}}{\varphi_{3ij}} \right) = \log \left(\frac{P(Y_{ij} = 1)}{P(Y_{ij} = 3)} \right) \\ \eta_{2ij} &= \log \left(\frac{\varphi_{2ij}}{\varphi_{3ij}} \right) = \log \left(\frac{P(Y_{ij} = 2)}{P(Y_{ij} = 3)} \right) \end{aligned} \quad (14)$$

Où η_{1ij} et η_{2ij} sont respectivement les logarithmes des « odds ratio » des abandons à la première et à la deuxième étape relativement à la troisième étape.

Analyse de la variance des abandons par étape

C'est le modèle où seules les constantes sont estimées :

$$\begin{aligned} \text{Niveau 1 : } \eta_{1ij} &= \beta_{0j(1)} \\ \eta_{2ij} &= \beta_{0j(2)} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \text{Niveau 2 : } \beta_{0j(1)} &= \gamma_{00(1)} + u_{0j(1)} \\ \beta_{0j(2)} &= \gamma_{00(2)} + u_{0j(2)} \end{aligned} \quad \text{où } \begin{pmatrix} u_{0j(1)} \\ u_{0j(2)} \end{pmatrix} \approx N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \tau_{00(1)00(1)} & \tau_{00(1)00(2)} \\ \tau_{00(2)00(1)} & \tau_{00(2)00(2)} \end{pmatrix} \right] \quad (16)$$

Où $\gamma_{00(1)}$ et $\gamma_{00(2)}$ sont respectivement les log-odds ratio moyens des abandons à l'étape 1 et à l'étape 2, relativement à l'étape 3 ; $u_{0j(1)}$ et $u_{0j(2)}$ leurs effets aléatoires.

Le tableau 7 présente les résultats de cette analyse. On constate que, pour les élèves de l'école type (l'école moyenne où l'effet aléatoire u_{0j} est nul), le ratio log-odds d'abandon est plus petit à l'étape 1 qu'à l'étape 3, $\hat{\gamma}_{00(1)} = -1,462$. Il en est de même pour étape 2 par rapport à l'étape à l'étape 3 ($\hat{\gamma}_{00(2)} = -0,440$).

Tableau 7 : Analyse de la variance résiduelle des abandons par étape

	Modèle "étape 1"		Modèle "étape 2"	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
EFFETS FIXES				
Constante	-1,462** (0,138)	0,0000 —	-0,440** (0,080)	0,0000 —
EFFETS ALEATOIRES				
Composante de la variance (Uo)	0,344 (0,587)	0,0130 —	0,040 (0,199)	0,0215 —

Note : ** =Significativité au seuil de 1%.

Cela signifie que la probabilité d'abandon à l'étape 1 ou à l'étape 2 est plus faible que celle de l'étape 3. En effet, l'estimation des probabilités moyennes d'abandonner aux étapes 1 et 2 sont respectivement de 0,188 ($1/[1 + \exp(1,462)]$) et 0,392 ($1/[1 + \exp(0,440)]$). On en déduit donc une probabilité d'abandon de 0,42 à l'étape 3. Ainsi, le cumul des probabilités des étapes 1 et 2 (0,58) indique, qu'en moyenne, les abandons précoces sont très importants, car ils concernent plus de la moitié des élèves ayant abandonné avant la fin du cycle.

On note aussi une variabilité significative des ratios log-odds des abandons des communautés au seuil de 5 % (relativement à l'étape 3). Les intervalles de confiance de ces ratios sont respectivement $-1,462 \pm \sqrt{0,344}$ pour l'étape 1, et $-0,440 \pm \sqrt{0,040}$ pour l'étape 2. Ce qui signifie que 95 % des communautés présentent des probabilités d'abandons précoces compris entre 0,114 et 0,294 à l'étape 1, entre 0,345 et 0,440 à l'étape 2.

Les déterminants des abandons précoces dans le cycle primaire

L'examen du tableau 8 présente les estimations logit de la probabilité d'abandonner avant la fin de chaque étape. On note l'influence, sur les abandons scolaires, de plusieurs facteurs spécifiques aux élèves et à leur environnement familial, ainsi qu'à leur communauté.

Tableau 8 : Résultats d'estimation des abandons précoces à l'école primaire

EFFETS FIXES	Modèle "étape 1"		Modèle "étape 2"	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Constante	-0,935~ (0,541)	0,0900 -----	-0,671~ (0,367)	0,0740 -----
Caractéristiques de l'élève				
Fille (FILLE)	3,814* (1,817)	0,0410 -----	-1,945 (1,566)	0,2210 -----
Fille ? Proportion de filles au CI (FILLE ? PROPFILCI)	-0,089* (0,041)	0,0330 -----	----- -----	----- -----
Fille ? Taux de redoublement des filles au CP (FILLE ? TXREDF_CP)	0,058~ (0,034)	0,0960 -----	----- -----	----- -----
Fille ? Proportion de filles au CE1 (FILLE ? PROPFIL_CE1)	----- -----	----- -----	0,040 (0,033)	0,2220 -----
Orphelin (ORPHELIN)	0,415 (0,258)	0,1080 -----	-0,158 (0,225)	0,4820 -----
Enfant confié (CONFIE)	0,611 (0,521)	0,2420 -----	-0,333 (0,521)	0,5230 -----
Disponibilité des manuels scolaires (NB_LIVRE)	-3,131** (0,747)	0,0000 -----	-1,046~ (0,578)	0,0760 -----
Disponibilité des manuels scolaires ? rural (NB_LIVRE ? rural)	0,045** (0,015)	0,0050 -----	0,024~ (0,013)	0,0770 -----
Caractéristiques du ménage				
Catégorie très pauvre (T_PAUVR)	0,125 (0,300)	0,6780 -----	-0,412* (0,205)	0,0440 -----
Proportion des enfants ayant atteint le collège (PROP_COL)	-0,013~ (0,007)	0,0840 -----	-0,001 (0,004)	0,8380 -----
Caractéristiques du chef de ménage (CM)				
Niveau d'éducation du CM (EDUC_CM)	-0,076 (0,104)	0,4640 -----	-0,028 (0,063)	0,6570 -----
Sexe féminin (CM_FEMME)	-0,338 (0,308)	0,2720 -----	0,237 (0,201)	0,2390 -----
Inactif (CM_INACT)	0,282 (0,331)	0,3940 -----	-0,092 (0,196)	0,6380 -----
Commerçant (CM_COMMER)	0,501 (0,358)	0,1630 -----	-0,087 (0,264)	0,7420 -----
Offre éducative dans la communauté				
Nombre d'écoles primaires privées (EP_PRIVÉ)	-0,014 (0,021)	0,5100 -----	-0,033* (0,014)	0,0190 -----
Nombre d'élèves par classes (Rel_Class)	0,008* (0,004)	0,0360 -----	0,005 (0,004)	0,1680 -----
Part du double flux (PART_DFL)	----- -----	----- -----	0,010 (0,008)	0,1950 -----
Qualité de l'enseignement dans la communauté				
Taux de redoublement au CE1 (TXRED_CE1)	----- -----	----- -----	0,021 (0,013)	0,1020 -----
Autres caractéristiques de la communauté				
Rural (RURAL)	----- -----	----- -----	-0,563 (0,422)	0,1710 -----
Développement Infrastructures économiques (IDIE)	-0,123 (0,317)	0,6990 -----	-0,191 (0,144)	0,1930 -----
Association des parents d'élèves active (PA_ACTIV)	----- -----	----- -----	0,338 (0,213)	0,1190 -----
EFFETS ALEATOIRES				
Composantes de la variance résiduelle				
Uo	0,315 (0,561)	0,0560 -----	0,065 (0,256)	0,1680 -----
U31	0,879 (0,937)	>0,5000 -----	0,131 (0,362)	>0,5000 -----
U32	----- -----	----- -----	0,131 (0,362)	>0,5000 -----

Note : ~
= Significativité
au seuil de 10% ;
* = Significativité
au seuil de 5% ;
**
= Significativité

Au niveau des caractéristiques de l'élève, on constate que les filles sont les plus exposées au risque d'abandonner à l'étape 1 qu'à l'étape 3, avec une hausse de 3,814 du ratio log-odds. Cela est dû au fait que les parents accordent moins d'importance à l'éducation de leurs filles qu'à celle de leurs garçons. Ce choix en défaveur des filles est beaucoup plus accentué dans le cas où dans la communauté les filles ont de mauvais résultats scolaires, comme l'indique le tableau 8 (le ratio log-odds du taux de redoublement des filles au CI est positif). Mais ces abandons peuvent être atténués par une forte proportion des filles au CI (-0,089), car cela met non seulement les filles nouvellement entrées à l'école en confiance, mais aussi donne une image positive de la scolarisation de celles-ci dans la communauté. En revanche, cet effet disparaît une fois les filles ont atteint l'étape 2. On constate plutôt, mais non significativement, que ce sont les filles qui abandonnent moins que les garçons à l'étape 2 relativement à l'étape 3. La disponibilité de livres diminue aussi considérablement la probabilité d'abandon, que ce soit à l'étape 1 ou à l'étape 2. Cependant, cet effet est beaucoup plus important à l'étape 1 (-3,131 contre -1,046 pour l'étape 2), la possession de manuels scolaires créant plus de différences dans les apprentissages à l'étape 1 qu'à l'étape 2. Mais, si l'élève habite une zone rurale, l'effet positif de la disponibilité de livres est réduit significativement dans les deux étapes, mais plus dans la première que la deuxième (0,045 pour l'étape 1, et 0,024 pour l'étape 2).

Par rapport à l'environnement familial de l'élève, le niveau de vie est sans effet significatif sur le fait d'abandonner à l'étape 1 plutôt qu'à l'étape 3. Mais paradoxalement, on constate que l'appartenance de l'élève à une famille pauvre réduit significativement sa probabilité d'abandonner à l'étape 2 par rapport à l'étape 3 (le ratio étant de -0,412). En d'autres termes, les enfants issus de familles pauvres ont plus de chance d'achever l'étape 2 que l'étape 3. Par ailleurs, une proportion élevée des frères et sœurs ayant atteint au moins le collège réduit plus les risques d'abandon de l'élève à l'étape 1 et à l'étape 2 relativement à l'étape 3. L'impact du tutorat qu'exercent les frères et sœurs sur les acquisitions cognitives de l'élève est plus important à la première étape qu'à la deuxième, l'effet étant plus significatif à la première. Quant aux caractéristiques du chef de ménage, aucune n'a d'effet significatif sur les abandons des élèves à l'étape 1 (ou à l'étape 2) par rapport à l'étape 3. Cela signifie tout simplement que leurs effets sont les mêmes d'une étape à une autre. Il en est de même pour les autres caractéristiques de la communauté où réside le ménage de l'élève.

Au niveau de l'offre éducative dans la communauté, il n'est pas surprenant de constater qu'un nombre élevé d'élèves par classe accentue les abandons à la première étape par rapport à la dernière. Cela met en exergue le rôle crucial que joue l'encadrement en début du cycle. Si, à cause du nombre élevé des élèves dans les classes, les enseignants ne parviennent plus à apporter à chaque élève une aide spécifique, l'effet est plus néfaste en début du cycle primaire que vers la fin de celui-ci.

Enfin, concernant les caractéristiques liées à la qualité de l'enseignement offert dans la communauté, on note également des effets non significatifs sur les abandons des élèves à l'étape 2 par rapport à l'étape 3. Le redoublement influence de la même manière les abandons d'une étape à l'autre. Il en est de même pour les autres caractéristiques de la communauté où réside le ménage de l'élève.

6. Conclusion

L'éducation primaire du Sénégal est caractérisée par des taux d'abandon très élevés qui se traduisent par une faible proportion d'élèves qui achèvent les six années d'études primaires. Les efforts déployés depuis 2000 ont permis d'élever rapidement le taux brut de scolarisation. Les mesures prises par le Gouvernement ont réduit sensiblement les taux de redoublement. Le maintien des enfants à l'école est maintenant un des principaux défis que le système éducatif sénégalais doit relever pour atteindre la scolarisation universelle à l'horizon de 2015. En appariant trois bases de données, nous avons disposé d'une large gamme d'informations susceptibles de mieux cerner les facteurs déterminants du décrochage dans l'éducation primaire au Sénégal

Le calcul de l'intervalle de la probabilité d'abandon de l'école-type ainsi que de l'élève moyen confirme la moyenne élevée de l'échantillon et la forte variabilité inter-communauté justifie le recours à des modèles hiérarchiques. Certains résultats se dégagent des estimations qui ont été effectuées. Les élèves de certains groupes de populations sont plus exposés au décrochage scolaire en raison, sans doute, des activités professionnelles qu'ils exercent. Les résultats confirment aussi que les filles sont plus victimes de l'abandon scolaire que les garçons. L'existence dans la famille d'enfants fréquentant le collège ou le lycée exerce un effet favorable sur la rétention des élèves à l'école. La politique d'implantation de collèges de proximité a donc pour vertu non seulement d'offrir l'opportunité à une proportion grandissante d'élèves parvenus en fin de cycle primaire de poursuivre leurs études secondaires, mais aussi de maintenir dans la familles des enfants qui peuvent servir de tuteurs à leurs petits frères et sœurs, et aux autres enfants fréquentant l'école primaire dans la maison. La fréquentation préscolaire réduit fortement aussi la probabilité d'abandonner l'école. Les autres résultats que les estimations ont permis d'établir sont l'influence positive de la disponibilité des livres sur la rétention des élèves, et l'effet négatif qu'exerce l'échec scolaire dans la communauté sur la probabilité d'un élève d'abandonner. La probabilité d'abandonner est plus élevée pour les élèves vivant dans des communautés à taux d'abandon et de redoublement élevés. De même, dans les communautés où l'offre éducative est rare, la probabilité d'abandonner est plus forte, toutes choses égales par ailleurs.

En ce qui concerne les abandons précoces, ils frappent davantage les filles que les garçons, mais le fait qu'il y ait une proportion importante de filles dans la classe d'initiation (première année d'études) réduit la probabilité d'abandon, des salles de classe surpeuplées favorisent les abandons précoces. Les autres facteurs n'exercent pas plus d'influence aux étapes 1 et 2 qu'à l'étape 3.

Ces résultats montrent que la politique éducative dispose de plusieurs leviers pour réduire fortement les abandons dans l'éducation primaire au Sénégal.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Astone, N.M., McLanahan, S.S.** 1991. "Family structure, parental practices and high school completion". *American Sociological Review*, 56: 309-320.
- Bachman, J.G., Green, S., Wirtanen, I. D.** 1971, "Dropping out: Problem or symptom?" Ann Arbor: Institute for social research, University of Michigan.
- Bryk, A.S. & Thum, Y. M.** 1989. "The effects of high school organization on dropping out: An exploratory investigation". *American Educational Research Journal*, 26:353- 383.
- Cairns, R.B., Cairns, B.D., Neckerman, H.J.** 1989. "Early school dropout: Configurations and determinants". *Child Development* 60: 1437-1452.
- Chavez, E.L., Edwards, R., Oetting, E.R.** 1989. "Mexican American and white American school dropouts: drug use, health status, and involvement in violence". *Public Health Reports*, 104 (6): 594-604.
- Ekstrom, R.B., Goertz, M.E., Pollack, J.M., Rock, D.A.** 1986. "Who drops out of high school and why? Findings of a national study". In G. Natriello (Ed.), *School dropouts, patterns and policies*. New York: Teachers College Press.
- Elliot, D.S., Voss, H.L.** 1974. "Delinquency and dropout i", Lexington: Heath-Lexington.
- Ensminger, M. E., Slusarcick, A.L.** 1992. "Paths to high school graduation or dropout: A longitudinal study of a first-grade cohort". *Sociology of Education*, 65 (April): 95-113.
- Entwisle, D. R.** 1990. "Schools and the adolescent", In Feldman, S. S. & Elliott, G. R., (Eds.), *At the Threshold: The developing adolescent*, pp. 197-224. Cambridge: Harvard University Press.
- Fagan, J., Pabon, E.** 1990. "Contributions of delinquency and substance use to school dropout among inner-city youth". *Youth & Society*, 21 (3): 306-354.
- Glewwe, P.** 2002. "Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes". *J. Econ. Lit.*, Vol. XL, pp. 436-82. University of Minnesota and the World Bank.
- Horwich, H.** 1980. "Drop-out or stay-in? The socio-cultural factors affecting the option". Vol. 11, Québec: faculté des sciences de l'éducation, Université Laval et département de sociologie, Université de Montréal.
- Hosmer, D. & Lemshow, S.** 1989. "Applied Logistic Regression". New York: John Wiley.
- Howell, F.M., Frese, W.** 1982. "Early transition into adult roles: Some antecedents and outcomes". *American Educational Research Journal*, 19 (1): 51-73.
- Hrimech, M., Théorêt, M., Hardy, J. Y., Gariépy, W.** 1993, "Étude sur l'abandon scolaire des jeunes décrocheurs du secondaire sur l'Île de Montréal". La Fondation du Conseil Scolaire de l'Île de Montréal.
- Janosz, M., Georges, P., Parent, S.** 1998. "L'environnement socioéducatif à l'école secondaire : un modèle théorique pour guider l'évaluation du milieu". *Revue canadienne de psychoéducation*, 27 (2) : 285-306.
- Janosz, M., Le Blanc, M., Boulerice, B., Tremblay, R.E.** 1997. "Disentangling the weight of school dropout predictors: A test on two longitudinal samples". *Journal of Youth and Adolescence*, 26 (6): 733-759.
- Subbarao, K., Raney, L.** 1993. "Social Gains from Female Education: A Cross-National Study".

- Le Blanc, M., Janosz, M., Langelier-Biron, L.** 1993. "L'abandon scolaire : antécédents sociaux et personnels et prévention spécifique". *Apprentissage et Socialisation*, 16 (1-2) : 43-64.
- Ainsworth, M., Beegle, K., Nyamete, A.** 1995. "Impact of Female Schooling on Fertility and Contraceptive Use: A Study of Fourteen Sub-Saharan Countries".
- McNeal, R.B.** 1997. "High school dropouts: A closer examination of school effects". *Social Science Quarterly*, 78 (1): 209-222.
- Janosz, M.** 2000. "L'abandon scolaire chez les adolescents : perspective nord-américaine".
- Moos, R. H.** 1979. "Evaluating educational environments San Francisco". Jossey Bass.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A.** 1989. "Generalized Linear Models", 2nd edition, Chapman & Hall/CRC.
- PASEC**, 2004. "Le redoublement : Pratiques et conséquences dans l'enseignement primaire au Sénégal".
- Purkey, S.C., Smith, M.S.** 1983. "Effective schools: A review". *Elementary School Journal*, 83: 427-452.
- Rumberger, R.W.** 1983. "Dropping out of high school: The influence of race, sex, and family background". *American Educational Research Journal*, 20 (2): 199-220.
- _____. 1987. "High school dropouts: A review of issues and evidence". *Review of Educational Research*, 57 (2): 101-121.
- _____. 1995. "Dropping out of middle school: A multilevel analysis of students and schools", *American Educational Research Journal*, 32: 583-625.
- Rumberger, R.W., Ghatak, R., Poulos, G., Dornbusch, S.M.** 1990. "Family structure on dropout behaviour in one California high school". *Sociology of Education*, 63: 283-299.
- Stephen, W. Raudenbush & Bryk, A.S.** 2002. "Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods".
- Snijders, T. & Bosker, R.** 1999. "Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling".
- Wehlage, G.G., Rutter, R.A.** 1986. "Dropping out: How much do schools contribute to the problem?". In Natriello, G., (Ed.), *School dropouts, patterns and policies*, pp. 70-88. New York: Teachers College Press.
- Zeger, S.L., Liang, K.Y. & Albert, P. S.** 1988. "Models for longitudinal data: A generalized estimating equation approach". *Biometrics*, 44: 1049-1060.



Secrétariat d'Appui Institutionnel à la Recherche Economique en Afrique
Secretariat for Institutional Support for Economic Research in Africa
s/c CRDI/IDRC – BP 11007 Peytavin – Dakar – Sénégal
Tél. : (221) 864 00 00 – Fax : (221) 825 32 55
<http://www.crdi.ca/sisera>

Canada